

# LA ESTIMACION DE LOS COMPONENTES TENDENCIAL Y CICLICO DE LOS INDICADORES ECONOMICOS



Antoni Espasa (\*)  
Banco de España

**Resumen** En el artículo se plantea el tema de la estimación por separado de los componentes tendencial y cíclico de un indicador económico, mediante un tratamiento sencillo que pueda llevarse a cabo con programas de ordenador habitualmente disponibles, incluyendo el programa PAT del NBER estadounidense.

Al aplicar estos programas a series económicas el usuario se encuentra con frecuencia que en unos casos estima un componente cíclico puro, es decir, el nivel medio de los distintos ciclos no difieren significativamente entre sí, y en otros un componente cíclico mixto, en el que el nivel medio cambia de unos ciclos a otros. Para abordar este problema en el artículo se trata de forma explícita un componente denominado «oscilaciones locales de nivel» que es el responsable de la generación de ciclos mixtos.

**Abstract** This article deals with separate estimation of an economic indicator's cyclical and trend components, by using readily available methods, such as the PAT program of the NBER.

The user of these programs finds, on occasion, that a purely cyclical component is estimated (with the average level remaining constant), while at other times, a mixed cyclical component, with varying average level, is obtained. In this article, a component called «local level oscillations» is explicitly introduced as a part of the mixed cycles.

The paper illustrates the estimation of pure and mixed cycles in series with trend and in series which only display local oscillations in the level.

## I. INTRODUCCION

El tema que se plantea en este artículo es la estimación por separado del componente tendencial y del componente cíclico (de periodicidad superior a la estacional) en los indicadores económicos. Este problema se ignora con frecuencia en el tratamiento, tanto teórico como empírico, de series temporales. Así, desde una perspectiva empírica, el método X-11 contempla la descomposición de una serie temporal estimando conjuntamente ambos componentes. Por otra parte, en

---

(\*) Trabajo realizado en el Servicio de Estudios del Banco de España. Estoy agradecido a Julio Rodríguez por facilitarme los gráficos incluidos en este artículo y a Agustín Maravall y Ricardo Sanz por sus comentarios a una primera versión.

la literatura sobre la descomposición de series temporales basada en modelos ARIMA no se ha estudiado todavía la estimación del elemento cíclico separada del tendencial.

Un centro pionero en la estimación aislada de componentes cíclicos es el National Bureau of Economic Research de Estados Unidos, que ha desarrollado el programa PAT, que comentamos más adelante, para realizar tales estimaciones. El objetivo de este trabajo es presentar el problema de separación de tendencias y ciclos y proponer un tratamiento sencillo para el mismo que puede llevarse a cabo con los programas habitualmente disponibles, incluido el programa PAT. Al aplicar estos programas a series económicas el usuario se encuentra con frecuencia que en unos casos estima un componente cíclico puro, es decir, el nivel medio de los distintos ciclos no difieren significativamente entre sí, y en otros un componente mixto, en el que el nivel medio cambia de unos ciclos a otros. Para abordar este problema en el artículo se trata de forma explícita un componente denominado oscilaciones locales de nivel, que es el responsable de la generación de ciclos mixtos.

En la práctica podemos estar interesados en estimar para una misma serie el componente cíclico puro y el mixto, ya que ambos no son excluyentes, sino formas alternativas de presentar una realidad. En el artículo se propone cómo realizar tales estimaciones, tanto en series que contienen tendencia como en series que sólo están sujetas a oscilaciones locales de nivel.

## II. PROBLEMAS EN LA DESCOMPOSICION DE UNA SERIE

Primeramente conviene recordar que conceptos como tendencia, estructura cíclica y variación estacional de una serie son conceptos teóricos sobre los que ni tan siquiera hay acuerdo unánime en sus propias definiciones. Al ser conceptos teóricos que no se observan, las estimaciones que hagamos de los mismos nunca podrán ser contrastadas. Cualquier estimación puntual de tales componentes de una serie no cabe verla más que como la línea central de una banda dentro de la cual es muy probable que se encuentre el componente tendencial, cíclico o estacional que corresponda. Así, pues, carecería de fundamento científico el querer fechar en un determinado mes los máximos y mínimos de una estructura cíclica. En este sentido lo único que podemos pretender es fijar tales valores extremos dentro de un período de tiempo que abarque varios meses. Otra consecuencia de que estos componentes de una serie no sean observables es que no disponemos de un criterio objetivo para decir que una determinada estimación de los mismos es preferible a la otra, una vez que cumplen ambas ciertos mínimos. Esto sólo se puede decir introduciendo hipótesis más o menos subjetivas adicionales. La consecuencia de ello es que varias estimaciones alternativas serán con frecuencia interesantes para establecer la banda de variabilidad de que hablábamos antes. En este problema estimaciones alternativas, en vez de ser excluyentes, pueden ser complementarias para formarnos una idea del nivel de significación que cabe atribuir a los distintos valores extremos que se han estimado.

Lo dicho en el párrafo anterior es válido tanto para los componentes tendencial (1) y cíclico como para el estacional. Además, dada una estimación de la tendencia-ciclo querer descomponerla en un componente «puramente tendencial» y en otro «puramente cíclico» presenta importantes problemas adicionales. Por ello esta separación se ignora en muchos casos. Así el programa de desestacionalización X-11 descompone una determinada serie sólo en tres componentes: tendencia-ciclo, estacional e irregular. No obstante, conviene advertir que la descomposición del método X-11 es bastante adecuada para series mensuales que pueden considerarse generadas por un proceso del tipo

$$(1-L)(1-L^{12})X_t = \psi_{25}(L)a_t,$$

donde  $\psi_{25}(L)$  es un polinomio de orden 25 en el operador de retardos  $L$ . Este tipo de proceso genera series que no contienen evoluciones cíclicas fuera de las estacionales.

### III. PROBLEMAS ADICIONALES EN LA DESCOMPOSICION DE LA TENDENCIA-CICLO: EL METODO PAT

Para ilustrar el problema de base en la estimación por separado de un componente tendencial y otro cíclico, fijémonos antes en los procedimientos más usuales para estimar tendencias. Señalemos tres de ellos. Primero, dada una muestra de  $T$  observaciones se le ajusta una función de tiempo, que suele ser polinomial o exponencial. Este procedimiento implica que la tendencia es determinística y estable, es decir, los parámetros que definen la tendencia no cambian con el tiempo. Este procedimiento se ha mostrado inadecuado para la mayor parte de las series económicas. En Espasa (1978), capítulo II, se ilustra este punto con una serie de paro de la economía española. Otro procedimiento consiste en ajustar distintos polinomios temporales a distintos intervalos muestrales. En este caso la tendencia es determinística, pero evolutiva; es decir, los parámetros que la definen cambian con el tiempo. Este procedimiento supone que sabemos cómo subdividir la muestra en intervalos, lo cual no es en general cierto. Un tercer procedimiento consiste en suponer que la tendencia no es determinística, sino estocástica, y puede aproximarse mediante la aplicación de medias móviles a la serie original.

El tercer procedimiento de medias móviles es el de aplicabilidad más general, pero reflexionemos en lo que hace tal procedimiento. La tendencia de la serie en un determinado punto se estima como la media móvil de  $2m+1=K$  elementos centrada en tal punto. El valor de  $K$  ha de ser suficientemente largo para que las posibles evoluciones cíclicas presentes en las  $K$  observaciones empleadas se compensen unas con otras y no afecten a la estimación de la tendencia. Para series mensuales  $K$  será un múltiplo de 12, con lo que las ondas estacionales quedarán compensadas. Si los ciclos económicos fuesen regulares,  $K$  sería un múltiplo del período de tales ciclos. En la práctica, dado que las series son cortas,  $K$  sería el

---

(1) En este trabajo entenderemos por tendencia el componente que recoge todos los cambios en el nivel medio en la serie, que no sean cíclicos o quasi-cíclicos.

período del ciclo. El problema está en que el período de los ciclos económicos es variable, digamos, entre tres y cinco años. Así, si tomamos para  $K$  el valor de 60 ó 72 (para asegurarnos que compensamos la onda cíclica más amplia) tendremos que parte del efecto cíclico estará incluido en la estimación de la tendencia. Es decir, al tener los ciclos un período variable la estimación de la tendencia por medias móviles de orden  $K$  incorporará en ésta parte del efecto cíclico. Este problema no parece que tenga solución y lo máximo que se puede hacer es intentar correcciones aproximadas. El método PAT (Phase Average Trend), de Boschan y Ebanks (1978), parece un procedimiento bastante adecuado. El método consiste en obtenida una primera aproximación de la tendencia mediante la aplicación de una media móvil de setenta y cinco meses se determinan puntos de giro en la serie residual que sirven para definir unas fases cíclicas. A cada fase cíclica se le calcula su media. La tendencia finalmente estimada es una interpolación entre las medias de las fases cíclicas previamente suavizadas por la aplicación de una media móvil de tres elementos.

Al método PAT se le pueden señalar dos inconvenientes principales, que no obstante suelen ser comunes a los otros métodos alternativos. Uno de estos problemas es la estimación de la tendencia en los extremos de la muestra y en especial en el extremo de observaciones más recientes, pues con frecuencia se utiliza la tendencia en dicho período para hacer extrapolaciones para el futuro (2). En los extremos de las muestras tenemos problemas adicionales porque no tenemos datos (al principio o al final, según sea el extremo inicial o final de la muestra) para calcular la media móvil. El método PAT, al igual que otros muchos otros, solucionan el problema introduciendo unos supuestos de cómo se hubiese comportado la muestra antes de la primera observación disponible y cómo será en el futuro inmediato. Ciñéndonos a este extremo se puede decir que cuando se disponga de nuevas observaciones se cambiará la estimación de la tendencia para el momento actual. No obstante estos cambios es de esperar que en el método PAT no sean muy importantes si en las nuevas observaciones no se identifica un nuevo punto de giro, pero si esto último ocurre la pendiente de la tendencia puede cambiar de forma considerable. Para evitar este problema se podría pensar en predecir el futuro inmediato mediante un modelo Arima y utilizar tales predicciones como si fuesen observaciones reales. Este procedimiento, que podemos denominar *PAT-ARIMA*, es de esperar que dé mejores resultados que el PAT, pero quizá las mejoras sean simplemente marginales, pues los posibles puntos de giro, que son los elementos decisivos, no pueden predecirse bien con simples modelos ARIMA. Para obtener predicciones más fiables de dichos puntos necesitaríamos al menos modelos de función de transferencia (3), en los que entrarían como variables

---

(2) Conviene advertir que en las estimaciones de tendencias los valores obtenidos para el período muestral utilizado en la estimación pueden ser más o menos fiables, pero los valores extrapolados para el futuro pueden, y con frecuencia suelen, ser estimaciones bastante erróneas de la tendencia en ese período post-muestral, por lo que deben ser tomadas con gran precaución.

(3) Un modelo de función de transferencia es un modelo dinámico en el que la variable dependiente viene explicada por un conjunto de  $K$  variables independientes y un elemento residual estocástico, que no tiene que ser necesariamente estacionario. A este modelo se le suele denominar también de retardos racionales distribuidos.

explicativas indicadores adelantados. Esto hace que la situación sea insoluble cuando queremos estimar la tendencia en la parte final de la muestra de los propios indicadores adelantados, que es una de las estimaciones más deseadas por un analista de la coyuntura. A pesar de todo es recomendable utilizar el PAT, prediciendo el futuro inmediato con un modelo ARIMA, o mejor, si es posible, con un modelo de función de transferencia.

El otro inconveniente del método PAT es el siguiente. Para estimar la tendencia el programa PAT parte de una versión desestacionalizada de la serie en cuestión. Ahora bien, para obtener esta versión desestacionalizada cualquier método que se utilice realizará una estimación del componente tendencia-ciclo como paso previo para estimar el componente estacional, y esta estimación del componente tendencia-ciclo no tiene por qué ser compatible con la que luego estime finalmente el programa PAT. Para hacerlas compatibles se puede iterar el proceso y someter a una nueva desestacionalización dando como componente ciclo-tendencia lo obtenido por el PAT en la primera vuelta. Con esta segunda versión desestacionalizada se pasaría a un segundo PAT, y así sucesivamente, hasta que se cumpliesen unos requisitos de convergencia fijados de antemano. El problema está en que no hay garantías de que tal proceso iterativo converja. Quizá la no convergencia puede ser una indicación de que la descomposición que se pretende es demasiado compleja para la información contenida en los datos y que, por tanto, cualquier descomposición que se presente debe ser tomada con mucha precaución.

#### IV. LAS EVOLUCIONES CICLICAS PURAS Y MIXTAS

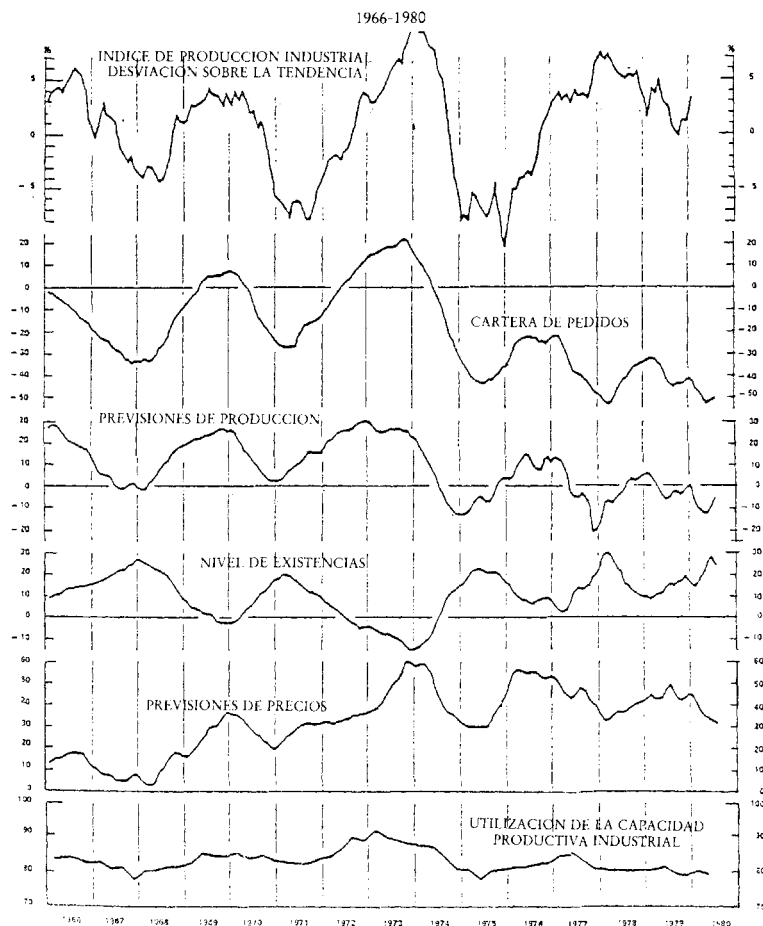
Un último problema que es interesante ilustrar es el de que se pueden obtener distintos resultados en las representaciones cíclicas de series que *a priori* se espera que tengan un mismo perfil cíclico. El problema se ilustra muy bien con las dos primeras curvas del gráfico 1. En el caso del índice de producción industrial (IPI) el máximo de 1978 es del mismo orden de magnitud (aproximadamente) que el de 1974, pero en la serie de cartera de pedidos (CP) los valores de 1978 están sustancialmente por debajo del máximo de 1974 (4).

Los perfiles cíclicos de IPI y CP son tan distintos, principalmente porque contienen información distinta. Es decir, esa diversidad es consecuencia de haber optado por posiciones de partida distintas y no por diferencias de cálculo. El perfil cíclico del IPI se ha obtenido quitando a la serie desestacionalizada del IPI todo cambio en el nivel de la serie. En el caso de CP la serie original no muestra una evolución lineal, cuadrática, etc. en su nivel, por lo que si a tales evoluciones las llamamos «tendencia simple», podemos decir que CP no tiene tendencia

---

(4) Asimismo las previsiones de producción, nivel de existencias y previsiones de precios parecen registrar niveles medios distintos a lo largo de los ciclos, aunque menos acusados que en el caso del indicador de cartera de pedidos.

GRAFICO 1  
CICLOS EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA



Las variables, cartera de pedidos, previsiones de producción, nivel de existencias y previsiones de precios se refieren al sector industrial.

FUENTE: I.N.E. Ministerio de Industria. Encuestas mensuales y trimestrales.

simple (5). Pero obviamente CP sufre, aparte de las oscilaciones quasi-cíclicas, oscilaciones en su nivel. Así su nivel hasta 1975 es distinto al experimentado de ahí en adelante. Ahora bien, estas *oscilaciones locales de nivel* pueden asociarse también a la tendencia, de forma que la tendencia total de una serie se compone de la tendencia simple más las oscilaciones locales de nivel. Así, en el caso del IPI

(5) En la página 143 y siguientes se presenta una discusión más detallada de lo que entendemos por tendencia simple.

hemos quitado la tendencia total, mientras que en CP no, ya que hemos dejado las oscilaciones locales de nivel. El resultado es, pues, de perfiles cíclicos distintos por construcción. En el caso del IPI podemos decir que tenemos una representación cíclica pura y en el de CP una representación mixta.

Para explicitar más lo que llevamos dicho, supongamos que una determinada serie,  $X_t$ , se descompone así:

$$X_t = TS_t + OLN_t + C_t + S_t + E_t, \quad [1]$$

en donde

$TS_t$ : tendencia simple,  
 $OLN_t$ : oscilaciones locales de nivel,  
 $C_t$ : componente cíclico puro,  
 $S_t$ : componente estacional,  
 $E_t$ : componente irregular.

También la podemos descomponer de la forma

$$X_t = T_t + C_t + S_t + E_t, \quad [2]$$

en donde

$$T_t \text{ (tendencia total)} = TS_t + OLN_t,$$

o de la forma

$$X_t = TS_t + CM_t + S_t + E_t, \quad [3]$$

en donde

$$CM_t = OLN_t + C_t.$$

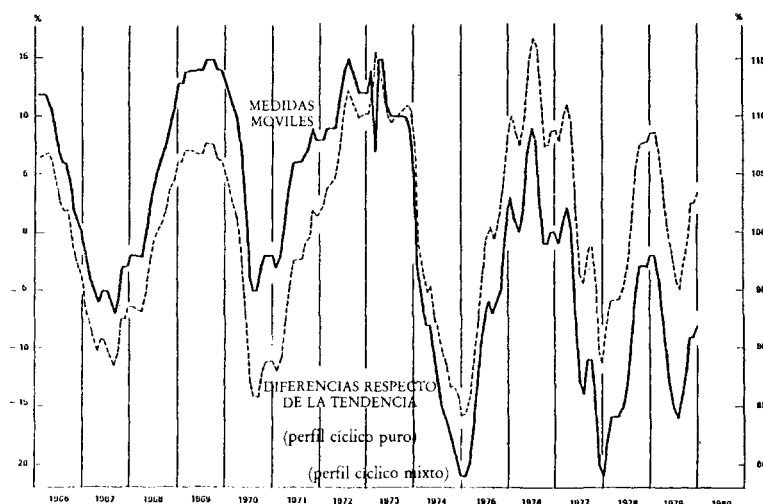
En [1] y [2] uno de los componentes es el elemento cíclico puro, mientras que en [3] aparece el componente cíclico mixto ( $CM_t$ ).

En la práctica el analista de la coyuntura está interesado tanto en  $C_t$  como  $CM_t$ . El primero nos dice dentro de la tendencia actual (es decir, abstrayéndonos de las posibles oscilaciones locales de nivel) en qué momento del ciclo nos encontramos, mientras que  $CM_t$  nos da la evolución cíclica afectada por posibles oscilaciones locales en el nivel. En el gráfico 2 la curva de trazo grueso nos da una estimación de  $CM_t$  para la serie CP y la curva de trazo discontinuo una estimación de  $C_t$ . Esta última se ha obtenido estimando el componente  $OLN_t$  (que en este caso coincide con el de tendencia total) por el método PAT.

Como corolario de lo dicho tenemos que al empezar los cálculos para obtener un perfil cíclico tenemos que explicitar claramente si nos interesa el puro, el mixto o ambos.

Cuando en una serie no hay tendencia simple es bastante directo la obtención de  $C_t$  y  $CM_t$ . Pues  $C_t$  se obtiene como:

GRAFICO 2  
PREVISION CARTERA DE PEDIDOS



$$C_t = X_t - OLN_t (=T_t) - S_t - E_t, \quad [4]$$

en donde  $OLN_t$ , que es la tendencia total, se puede estimar por el método PAT. El componente  $CM_t$  se obtiene

$$CM_t = X_t - S_t - E_t, \quad [5]$$

es decir, sustrayendo a la serie original sus componentes estacional e irregular, tal como se estiman, por ejemplo, con el X-11. En este caso no se pasa la serie por el programa PAT (6).

El programa PAT estima la tendencia total de forma conjunta. Así, si una serie además de oscilaciones locales de nivel tiene tendencia simple el componente cíclico puro se estima fácilmente:

$$C_t = X_t - T_t - S_t - E_t, \quad [6]$$

en donde  $T_t$  se obtiene por el método PAT. Sin embargo, para la obtención del componente cíclico mixto necesitamos estimar  $OLN_t$  a partir de  $T_t$ . Nuestra suge-

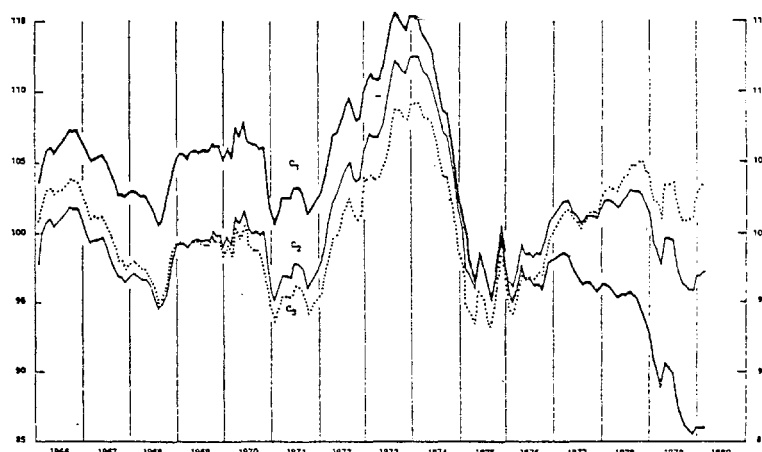
(6) En la práctica el elemento residual se suele reducir tomando medias móviles cortas, por ejemplo de tres periodos, de la serie desestacionalizada.



rencia es la siguiente: una vez estimado  $T_t$  le ajustamos a dicha tendencia total un polinomio temporal de primero, segundo o tercer orden, según convenga a la vista del gráfico de  $T_t$ , y tomamos los residuos de tal regresión como una estimación de  $OLN_t$  (7).

En el gráfico 3 se utiliza tal procedimiento para estimar el componente cíclico mixto del índice de actividad elaborado por Julio Rodríguez. En el gráfico se dan tres estimaciones del ciclo mixto según el componente  $OLN_t$  se obtenga en una regresión con polinomios de primero, segundo o tercer orden.

GRAFICO 3  
INDICE DE ACTIVIDAD: COMPONENTES CICLICOS  
DE LA SERIE (\*)



(\*) Los componentes cíclicos se obtuvieron calculando las desviaciones respecto de la «tendencia simple», obtenidas aplicando, en primer lugar, el programa PAT a la serie de índice de actividad y, en segundo lugar, ajustando regresiones exponenciales de primero, segundo y tercer grado a la misma tendencia ajustada a la fase anterior.

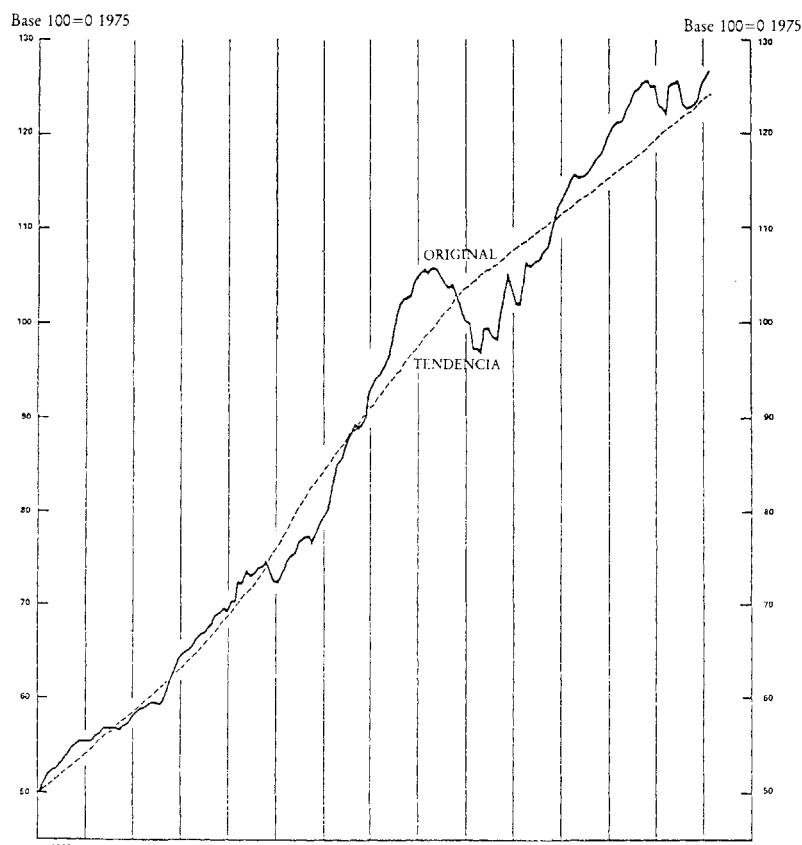
En el gráfico 4 vemos la tendencia total del índice de actividad y es fácil percatarse de que la tendencia simple subyacente no puede ser de primer orden. En consecuencia, en el gráfico 3 las estimaciones más fiables son las que utilizan para  $OLN_t$  los residuos de las regresiones con polinomios de segundo y tercer orden. La elección entre estas dos ya es más arbitraria y quizá deban tomarse ambas como factibles y usarlas para formarnos una idea de la banda de confianza en la estimación cíclica de este índice de actividad.

---

(7) Si la descomposición [1] es multiplicativa en vez de aditiva operaremos con logaritmos y finalmente tomaremos exponenciales.

GRAFICO 4

INDICE DE ACTIVIDAD. SERIE ORIGINAL (\*)  
Y TENDENCIA



(\*) Medias móviles trimestrales de la serie desestacionalizada.

Como se desprende de todo lo dicho tenemos que con frecuencia *cuando se pide la evolución cíclica de un determinado indicador económico no se suele precisar de forma rigurosa qué es lo que se desea*, y como hemos visto muchas veces se está, aunque sea implícitamente, pidiendo tanto la *evolución cíclica pura* como la *mixta*. Incluso puede que más. En efecto, si la correspondiente tendencia simple de dicho indicador es de grado superior a uno, el perfil cíclico mixto se obtiene trayendo en cada punto de la serie original una tasa de crecimiento variable. En tal caso puede ser interesante completar la información del perfil cíclico puro y mixto con la información contenida en una serie histórica de *las tasas de crecimiento desestacionalizadas y suavizadas*, que son un índice de crecimiento de la serie, limpio de fluctuaciones momentáneas (en el gráfico 3 esto vendría aproximado por

la curva  $C_1$ ) (8). En resumen el ciclo puro nos da evoluciones cíclicas una vez eliminado todo cambio de nivel de la serie; el ciclo mixto nos presenta una evolución en la que se ha eliminado una tendencia muy general, aunque no necesariamente homogénea. En consecuencia el ciclo mixto contiene oscilaciones locales de nivel. Finalmente, las tasas de crecimiento desestacionalizadas y suavizadas son un indicador del crecimiento «real» (es decir, independiente de las oscilaciones a corto plazo) de la serie.

Las ideas expuestas en este trabajo se han ilustrado con dos series: la cartera de pedidos y el índice de actividad elaborado por Julio Rodríguez (IA). En ambos casos para estimar sus componentes cíclicos hemos utilizado el programa PAT. Para la serie CP hemos afirmado que no tiene tendencia simple (solamente oscilaciones locales de nivel), mientras que a IA se le ha estimado una tendencia simple de segundo grado. Esto plantea la cuestión de *¿cuándo podemos decir que una determinada serie tiene tendencia simple o no?* Para contestar a la presente pregunta tenemos que precisar más lo que en este trabajo se entiende por tendencia simple. La tendencia total contiene toda oscilación no cíclica (o cuasi-cíclica) del nivel medio de la serie. Esta tendencia total es en general una función bastante compleja del tiempo y posiblemente con parámetros variables. Esta complejidad de la función y variabilidad de sus parámetros es necesaria para captar la variabilidad de la tendencia en el corto y medio plazo. Pues bien, la tendencia simple es el componente más estable de la tendencia global, que estimamos ajustando una función sencilla (9) (polinomial o exponencial de orden pequeño) del tiempo a la tendencia total. Así, pues, la tendencia simple es una función sencilla y creciente (o decreciente) del tiempo, que pretende aproximar el esquema o ley general, de validez a largo plazo, según el cual evoluciona el nivel de la serie, independiente de otras oscilaciones de ese nivel a más corto plazo. Así diremos que una serie tiene tendencia simple o no por las características, conocidas *a priori*, de la magnitud económica cuya medición se recoge en dicha serie. En consecuencia, dada una serie nos preguntaremos si la variable económica representada en ella es susceptible de tener un nivel que evolucione de forma creciente (o decreciente) de acuerdo con un esquema (función temporal) estable de validez a largo plazo. Aquí se entiende por largo plazo un período de veinte a cuarenta años. Obsérvese también que la función temporal que representa la tendencia simple en general irá aumentando de grado al realizar la estimación con más observaciones. Así con cinco años de observaciones la función puede ser de segundo grado, mientras que con diez años más pudiera ser de tercer orden, pues un determinado tramo de una función polinomial de orden  $n$  se puede aproximar bien con un polinomio de orden  $n-1$ . Esta función temporal no es explosiva hacia  $+\infty$ , pues el coeficiente de la potencia de tiempo más alta suele ser negativo (10). En realidad los distintos exponenciales

(8) En Espasa (1983a) se propone utilizar las tasas  $T_{1/2}^1$  en dichos casos.

(9) La función ha de ser sencilla para no adaptarse a las variaciones tendenciales de corto y medio plazo.

(10) Los exponenciales de 1.º, 2.º y 3.º orden estimadas para la tendencia global de IA fueron:  
 1.º orden:  $\alpha_1 = 2.58 (\pm 0.12)$ ,  $\alpha_2 = 0.0007 (\pm 5 \times 10^{-5})$   
 2.º orden:  $\alpha_1 = 2.06 (\pm 0.17)$ ,  $\alpha_2 = 0.011 (\pm 1.5 \times 10^{-6})$ ,  $\alpha_3 = -1.1 \times 10^{-5} (\pm 3.2 \times 10^{-7})$   
 3.º orden:  $\alpha_1 = 2.77 (\pm 0.25)$ ,  $\alpha_2 = 9.8 \times 10^{-4} (\pm 3.6 \times 10^{-4})$ ,  
 $\alpha_3 = 3.8 \times 10^{-5} (\pm 1.6 \times 10^{-6})$ ,  $\alpha_4 = -7 \times 10^{-8} (\pm 5 \times 10^{-9})$

La tendencia de primer orden es explosiva hacia  $+\infty$  infinito y las otras explosivas hacia  $-\infty$ .

o polinomios temporales estimados para representar la tendencia simple son aproximaciones para un intervalo concreto de tiempo (veinte a cuarenta años) de una función ilimitada en el tiempo que tiende asintóticamente a un valor finito. Por ello las tendencias simples, que tal como las hemos definido no tienen una asíntota finita, no pueden utilizarse para extrapolaciones largas y deben reestimarse cuando se tiene un número adicional importante de observaciones.

Con todo esto tenemos que si sobre series de indicadores cualitativos preguntamos si contienen una evolución estable a largo plazo de su nivel, hemos de contestar negativamente por la forma en que se han construido las series a partir de las encuestas, y, por tanto, establecemos *a priori* que tales series no tienen tendencia simple. Obsérvese que generalmente estos indicadores tienen oscilaciones locales de nivel y en consecuencia tendencia total. En tales casos si pretendemos estimar polinomios o exponenciales temporales a dichas tendencias globales con frecuencia obtendremos ajustes sinificativos, como es el caso de la serie CP. Pero, como hemos dicho, por la información *a priori* sobre la naturaleza de la serie no cabe que ésta tenga tendencia simple y, por tanto, no procede asignar ningún polinomio o exponencial temporal que se pudiera ajustar a la tendencia total como el componente tendencial simple de la serie. Otros ejemplos de series que no tienen tendencia simple son los de precios de activos financieros (11). En fin, la cuestión de si una serie tiene o no tendencia simple es previa a cualquier manipulación de la misma y tiene que contestarse por el conocimiento que tenemos de cómo se obtiene la serie y qué representa. En los casos en que no se pueda responder a esta cuestión previa habrá que prescindir de la estimación de su componente cíclico mixto y atenerse simplemente al componente cíclico puro.

Señalemos, por último, que lo expuesto en este artículo es aplicable a series que no muestran rupturas bruscas en su tendencia; en caso contrario tales rupturas, que pueden ser debidas a fenómenos como la crisis de la energía, deben ser tratadas explícitamente. Este problema de tendencias y ciclos en presencia de rupturas bruscas en las tasas de crecimiento de la serie se trata en Espasa (1983b). En tales casos la distinción entre ciclo puro y ciclo mixto se hará utilizando los resultados del análisis de intervención. Véase Espasa (1983c).

## CONCLUSION

Un resumen de los principales puntos tratados y sugerencias propuestas en este artículo es el siguiente:

Primero. Los valores referidos como tendencia, componente cíclico y componente estacional de una serie, son meras estimaciones de sus correspondientes conceptos teóricos que no se pueden observar. Por tanto, tales valores puntuales debieran verse como valores, más o menos medios, de una banda o intervalo de confianza dentro de la cual es muy probable que se encuentre el valor teórico.

---

(11) Esto es válido tanto si se quiere ver a tales series generadas por procesos próximos al proceso sendero aleatorio o como, si parece preferible, se pretende enfocar a través de los modelos tendenciales de precios introducidos por S. J. Taylor (1980).

Como consecuencia de esto tenemos que estimaciones alternativas de la tendencia, ciclo o componente estacional, en vez de ser excluyentes entre sí pueden ser complementarias y contribuir a formarnos una idea de la mencionada banda de confianza.

Segundo. El procedimiento que parece más adecuado para la estimación de la tendencia es el de medias móviles.

Tercero. Si las series tienen componentes cíclicos con período oscilante, el procedimiento anterior de estimación de la tendencia incluirá en dicha estimación parte de la evolución cíclica. El método PAT parece un procedimiento útil para paliar tal problema (12).

Cuarto. Los procedimientos de estimación de la tendencia por medias móviles, incluido el PAT, presentan problemas en la estimación de la tendencia al final de la muestra. El procedimiento PAT-ARIMA o PAT-FUNCION DE TRANSFERENCIA tratan más adecuadamente el final de la muestra, por lo que son preferibles al método PAT. No obstante, en el caso de indicadores cíclicos adelantados las mejoras de esos procedimientos pueden ser mínimas.

Quinto. En la estimación de las tendencias puede ser en la práctica conveniente utilizar series desestacionalizadas, como hace el método PAT. Entonces aparece el problema de que en la desestacionalización previa se utilizó una estimación de la tendencia-ciclo que puede no ser consistente con la que finalmente obtiene el método PAT. En cualquier caso será conveniente explorar este punto iterando el proceso de desestacionalización y aplicación del método PAT.

Sexto. El componente tendencia incluye toda oscilación en el nivel medio de la serie que no sea cíclica o quasi-cíclica. Puede ser conveniente descomponer una tendencia, digamos total (T), en dos componentes: tendencia simple (TS) y oscilaciones locales de nivel (OLN). La tendencia simple es el valor del polinomio de primero, segundo o tercer orden ajustado a la tendencia total y OLN los residuos del ajuste. La elección del grado del polinomio se hará teniendo en cuenta la forma de T. Hay indicadores económicos que no tienen tendencia simple y su tendencia total es simplemente OLN. En tales casos el componente cíclico, digamos puro (C), no se puede obtener sin antes eliminar de la serie las oscilaciones locales de nivel.

Séptimo. En la práctica puede ser importante estimar el componente cíclico puro y el componente cíclico mixto (CM), que es la suma de C y OLN. En cualquier caso, al comparar ciclos de distintas series debemos comparar los ciclos puros entre sí o los ciclos mixtos, pero no el componente C de una serie con el CM de otra. No obstante, conviene advertir que el componente cíclico mixto sólo se podrá estimar cuando sea posible afirmar, previamente a cualquier manipulación estadística de la serie, si ésta contiene o no tendencia simple.

---

(12) En Espasa (1983b) se comparan los resultados de estimaciones de la tendencia del producto interior bruto no agrícola, trimestralizado, de la economía española por distintos métodos y se destaca la conveniencia de utilizar el método PAT junto con el análisis de intervención para corregir la serie de rupturas bruscas.

## BIBLIOGRAFIA

- Boschan, C., y W. W. Ebanks (1978): *The phase-average trend: a new way of measuring economic growth*, Proceedings of the Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association.
- Espasa, A. (1978): «El paro registrado no agrícola 1964-76: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas», Banco de España, Servicio de Estudios, *Estudios Económicos* núm. 15.
- (1983a): *Modelos de predicción, análisis de coyuntura económica y tasas de crecimiento*, Banco de España, Servicio de Estudios, trabajo no publicado (\*).
- (1983b): «The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP», ponencia presentada al 1<sup>er</sup> Catalan International Symposium on Statics, en honor de G. M. Jenkins, Barcelona.
- (1983c): *Ciclo de referencia para el sector no agrícola de la economía española durante el período de 1964-81*, Banco de España, Servicio de Estudios, trabajo no publicado (\*).
- Taylor, S. J. (1980): «Conjetured models for trends in financial prices, tests and forecasts», *J. R. Statistical Soc. A.*, 143, part 3, págs. 338-62.

---

(\*) Estos trabajos están disponibles solicitándolos al autor.